

C | E | D | L | A | S

Centro de Estudios
Distributivos, Laborales y Sociales

Maestría en Economía
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de La Plata



Relación de Kuznets en América Latina. Explorando más allá de la media condicional

Javier Alejo

Documento de Trabajo Nro. 129
Febrero, 2012

ISSN 1853-0168

Relación de Kuznets en América Latina. Explorando más allá de la media condicional

Javier Alejo

Doctorado en Economía – Universidad Nacional de La Plata
Director: Walter Sosa Escudero

Versión: Agosto, 2011

Resumen ¹

Este trabajo realiza un estudio sobre la relación de Kuznets para América Latina con el objetivo de caracterizar el cambio de la tendencia en la evolución reciente de sus indicadores de desigualdad de ingresos. Utilizando encuestas de hogares se construye un panel de regiones latinoamericanas con datos de desigualdad y desarrollo de una calidad superior a los anteriormente utilizados en la literatura empírica sobre la hipótesis de Kuznets. Los cambios en la desigualdad están asociados a múltiples factores observables vinculados al desarrollo tales como el crecimiento económico, el nivel de capital humano, el grado de apertura y urbanización, la estabilidad económica, entre otros; junto a una multiplicidad de determinantes que no son de fácil medición por los trabajos empíricos. La incorporación al análisis de los cuantiles condicionales puede ayudar a estudiar si este conjunto de factores que no son mensurables pueden generar senderos de desarrollo y equidad heterogéneos. Los resultados obtenidos muestran que la relevancia práctica de la relación de Kuznets depende la interacción con el resto de las variables de desarrollo. Una vez que se incorpora al análisis todos los factores vinculados al desarrollo, es poco factible que el cambio en la tendencia de la desigualdad de América Latina esté relacionado al crecimiento económico.

Palabras clave: hipótesis de Kuznets, Desarrollo económico y Desigualdad, América Latina, Datos en panel, Regresión por cuantiles.

¹ Este trabajo es parte del plan de tesis del Doctorado en Economía de la UNLP. Agradezco a Walter Sosa Escudero, director de esta tesis; Leonardo Gasparini y Guillermo Cruces por sus valiosos comentarios y observaciones. También a todas las sugerencias relevantes recibidas durante los Seminarios del Doctorado. Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad. Comentarios son bienvenidos a javier.alejo@depeco.econo.unlp.edu.ar.

1. Introducción

Un hecho estilizado en los países de América Latina es que los indicadores de desigualdad han cambiado su tendencia en la última década. Varios documentos publicados por distintos organismos de investigación registran este cambio distributivo en la mayoría de los países de la región (CEPAL 2006, Gasparini et al. 2010). Tratar de entender este hecho económico es interesante desde varias perspectivas: por un lado es un fenómeno interesante *per se* ya que los países de Latinoamérica son los de mayor desigualdad en comparación con el resto de las regiones globales y por lo tanto el estudio de sus determinantes permite una caracterización del fenómeno, al menos para su historia reciente. Por otro lado, desde el punto de vista de la política económica, una mejora en la distribución de los ingresos presupone un progreso en términos de bienestar social y por lo tanto es necesario para los hacedores de política contar con herramientas que le sirvan de guía en el proceso de desarrollo.

Desde que Simon Kuznets presentara su conjetura sobre una relación de U invertida entre la desigualdad de ingresos y el crecimiento económico, las distintas fuentes de interrelación entre la inequidad y el desarrollo han ocupado un lugar cada vez más importante dentro de la literatura académica (Moran, 2005). La razón de ello tal vez sea, más allá de constituir un tema de política económica, la existencia de una gran complejidad en el proceso que determina a la distribución de los ingresos. El modo en que la literatura ha abordado este problema ha sido en su mayor parte empírico, aunque han surgido conceptos teóricos importantes que durante el proceso de búsqueda confluyen hacia un conjunto de explicaciones posibles para la relación conjeturada y que han dado sus frutos en las distintas teorías del desarrollo y el crecimiento económico. Por lo tanto, dilucidar las distintas etapas distributivas en el proceso de desarrollo puede ayudar a establecer las principales razones sobre el cambio observado en la evolución de la desigualdad de los países Latinoamericanos en los últimos años.

En lo que respecta al campo empírico, la complejidad para caracterizar correctamente el proceso de desarrollo no es menor. Se han hecho notables esfuerzos para tratar de encontrar evidencia a favor o refutar definitivamente la conjetura de Kuznets utilizando metodologías y datos que representen de la mejor manera al proceso de desarrollo. La gran mayoría de los trabajos se concentran en el análisis de la relación a través de la media condicional, es decir estimando una relación promedio entre desigualdad y desarrollo; sin embargo extender el análisis hacia otras partes de la distribución condicional puede ser interesante desde el punto de vista analítico y conceptual. En lo que respecta a los datos utilizados para las estimaciones, los trabajos empíricos más destacados dentro de esta literatura presentan como un punto relevante la alta calidad en la selección y confiabilidad de los datos que utilizan, cualidad que claramente es satisfecha por este estudio.

El principal resultado del trabajo es que, aún luego de controlar por los efectos idiosincráticos de cada región y por algunos de los determinantes del desarrollo, las estimaciones encuentran una relación de Kuznets para las regiones de América Latina. Sin embargo, al analizar la relevancia económica del resultado se observa que una vez que se incorpora al análisis las distintas dimensiones del desarrollo, la relación de Kuznets se torna ilusoria debido a la incompatibilidad con los datos de la región.

El trabajo se ordena de la siguiente manera: la sección 2 hace una breve reseña de la literatura sobre la desigualdad y el desarrollo económico; la sección 3 ofrece una descripción de los datos a utilizar, la sección 4 explica la metodología econométrica

empleada, la sección 5 muestra los resultados obtenidos y finalmente en la sección 6 se presenta las conclusiones del trabajo.

2. Desigualdad y crecimiento

2.1 Aspectos teóricos

La conjetura de Kuznets propone que existe una relación de U invertida entre el nivel de desigualdad y el desarrollo económico, es decir plantea que en la vida económica de un país o región existe una primera etapa de subdesarrollo en la cual la desigualdad de ingresos es baja, luego una etapa posterior de crecimiento en donde surge una mayor tensión distributiva para finalmente pasar al desarrollo económico con mejoras en la equidad. Simon Kuznets (1955) ejemplificó esta regularidad empírica con datos para el Reino Unido, los Estados Unidos, Puerto Rico, India y Ceylan.

Como era de esperar, este tipo de relación tuvo un gran impacto tanto en la visión de los *policy makers* sobre las economías capitalistas como en las opiniones dentro del ámbito académico. En el primer caso la conjetura implicaba que la política económica sólo debía preocuparse por el crecimiento económico dado que en algún momento el desarrollo llevaría hacia una mejora en la distribución de los ingresos. En el contexto académico, la conjetura de Kuznets planteó un hecho estilizado que debía ser explicado en forma teórica, dando un nuevo impulso a la literatura del crecimiento y desarrollo económico.

Varios autores modelaron la relación entre desigualdad y el nivel de los ingresos bajo distintos supuestos y mecanismos de transmisión. El mismo Kuznets (1955) trató de explicar la relación de U invertida con un modelo migratorio sencillo en donde la mano de obra se muda desde el área rural hacia la urbana en busca de mejores salarios. Este modelo sería adaptado en versiones más sofisticadas a través de cambios de empleo entre sectores como consecuencia de los diferenciales de ingresos, como por ejemplo la migración desde un sector con baja tecnología (productiva o financiera) hacia otro con técnicas más modernas (Greenwood y Jovanovic, 1990). Otras explicaciones teóricas que vinculan el desarrollo con el crecimiento provienen de distintas ramas de la economía: la teoría del crecimiento endógeno (Romer, 1986), las teorías de votación y conflicto social (Saint Paul, 2000; Perotti, 1996), modelos con imperfecciones del mercado de capitales (Banerjee y Newman, 1993), entre otras explicaciones.²

La teoría del crecimiento endógeno vincula al crecimiento de la economía con su dotación de capital humano a través de las ganancias en la productividad laboral y sus externalidades positivas. A su vez, la asignación del capital humano determina los diferentes ingresos de la economía por medio de los retornos a la educación. En forma sintética, esta teoría predice una complementariedad entre el crecimiento y la equidad.

El canal establecido por las teorías de votación para encadenar crecimiento y desigualdad es a través del sistema electoral y la influencia del esquema impositivo sobre la inversión privada: las preferencias de los votantes sobre la progresividad del sistema tributario dependen de su posicionamiento en la distribución del ingreso personal, por lo tanto una mayor desigualdad implicará que se vote a favor de

² Es extensa la lista de autores que componen las distintas teorías del desarrollo, por nombrar sólo algunos: Lewis (1954), Kaldor (1956), Persson y Tabellini (1994), Galor y Zeira (1993), Barro (1999), Rodrik (1999), Barro y Becker (1988); Becker, Murphy y Tamura (1990), entre otros.

políticas de impuestos redistributivos y en consecuencia se desincentiva a la inversión y por ende al crecimiento de largo plazo. También dentro de esta literatura se encuentran las argumentaciones vinculadas al conflicto social entre los agentes económicos: una elevada desigualdad puede generar sectores insatisfechos que pueden crear un ambiente de inestabilidad política y amenazas contra los derechos de propiedad; en consecuencia el crecimiento se detiene por el efecto del pesimismo en las decisiones de inversión a largo plazo.

Las imperfecciones del mercado de capitales es otro factor clave en el proceso de desarrollo. Las restricciones al crédito hacen que las decisiones de inversión en capital físico y humano dependan de los ingresos familiares y por lo tanto, desde la perspectiva de una economía con movilidad perfecta de los capitales, las decisiones productivas serán sub-óptimas, es decir el stock de capital será escaso para algunas familias (pobres) y ocioso para otras (ricos). El efecto de ésta distorsión en el mercado crediticio será mayor cuanto más elevada sea la desigualdad de los recursos y por lo tanto la teoría predice una relación negativa entre la desigualdad y el desarrollo.

Cabe destacar que si bien cada una de estas teorías explica alguna dimensión de la relación entre el desarrollo económico y la desigualdad, no existe una teoría unificadora que englobe a todos estos aspectos teóricos en una forma compacta y elegante. De hecho se han descrito otros canales entre desigualdad y desarrollo basados en teorías demográficas como la de fecundidad endógena (Becker et al., 1990) o segregación residencial (Ortega, 2003), entre otros. Es por eso que la literatura ha utilizado fundamentalmente la investigación empírica tratando de encontrar evidencia a favor o en contra de la conjetura planteada por Kuznets.

Finalmente, la hipótesis de Kuznets ha trascendido el ámbito de la economía de la desigualdad motivando el estudio de otros patrones similares en el área de las teorías del desarrollo, tal como sucede en la economía ambiental (Sterm, 2004). Una gran parte de los estudios económicos sobre la contaminación ambiental en los países desarrollados se han centrado en la relación entre el nivel de polución ecológica y el desarrollo económico argumentando que en un determinado nivel del desarrollo los países consiguen reducir sus niveles de degradación ambiental; en consecuencia, el resultado es una relación entre polución y crecimiento similar a la planteada por Kuznets. De la misma forma que ocurre con la literatura de la distribución, existen numerosas teorías que explican algún aspecto de ésta relación observada: productos ecológicos como bienes de lujo, educación y conciencia ambiental, desarrollo tecnológico, exportación de actividades contaminantes hacia países menos avanzados, etc. Sin embargo es en el área empírica en donde el estudio de la curva de Kuznets ha ido más lejos, en comparación al nivel desarrollado en el área de la literatura de la distribución económica.

2.2 Antecedentes empíricos

La literatura empírica sobre la relación entre desigualdad y crecimiento es extensa y los resultados obtenidos no siempre llegan a las mismas conclusiones. El indicador de desigualdad más empleado es el coeficiente de Gini dado que no hay diferencias demasiado significativas en los resultados cualitativos de usar uno u otro indicador. Por lo general se utilizan modelos de regresión en los cuales el indicador de desigualdad es una función del ingreso per capita del país. La especificación puede ser sencilla o incorporar otras variables consideradas como determinantes o relacionadas con la desigualdad según las distintas teorías comentadas anteriormente. Para capturar la forma de U invertida es usual utilizar una forma funcional polinómica de segundo

grado en el ingreso per capita, medido en escala logarítmica. La prueba de hipótesis usual para evaluar la relación de Kuznets es analizar la significatividad estadística del coeficiente asociado a la variable cuadrática.

Los primeros trabajos cuantitativos sobre la relación de Kuznets utilizaban datos de corte transversal (*cross-section*) entre países para realizar las estimaciones: Kuznets (1955), Fields (1980), Anand y Cambur (1993); aunque hay trabajos recientes como Gasparini y Gluzmann (2009) que emplean ésta estructura de los datos al utilizar la encuesta Gallup para sus estimaciones. Una buena parte de la evidencia a favor de una relación de tipo Kuznets se obtenía por la presencia de América Latina dentro de los países de la muestra, debido a que la región se caracteriza por economías de ingreso per capita medio y elevada desigualdad (Fields, 2001). Es decir, se sospechaba que la relación de U invertida era producto de la estructura de los datos más que un hecho estilizado.

La mejora en la recopilación de estadísticas permitió que los trabajos más recientes utilicen el formato de datos en panel para realizar las estimaciones y por lo tanto esto abre un camino para corregir el efecto del corte transversal sobre los estimadores, un problema latente en los trabajos anteriores. Con ésta nueva disposición en la configuración de los datos los resultados cambiaron sustancialmente ya que al incorporar los efectos fijos por país en las estimaciones se tendía a rechazar la hipótesis de U invertida. Algunos ejemplos son: Deininger y Squire (1996), Forbes (2000), Angeles (2010), entre otros.

En un meta-análisis que utiliza como insumo las estimaciones publicadas en la literatura, Dominics et al. (2008) observa que los papers empíricos sobre la conjetura de Kuznets difieren en base a las siguientes dimensiones:

- Estructura de los datos: los que utilizan un *cross-section* encuentran una relación más fuerte entre desigualdad y crecimiento.
- Método de estimación: el uso de efectos fijos tiende a debilitar la evidencia a favor de la relación de Kuznets mientras que el método de efectos aleatorios, variables instrumentales y momentos generalizados no difieren sistemáticamente del estimador de OLS.
- Características de los datos: utilizar bases de datos de calidad baja afecta significativamente las conclusiones de los papers.
- Nivel geográfico: por lo general, los trabajos que analizan desigualdad y desarrollo comparando las regiones dentro de un país tienden a encontrar una relación más débil que aquellos que utilizan países como unidad de análisis.

La literatura empírica sobre la Curva de Kuznets tradicionalmente ha girado en torno a la relación entre desigualdad y desarrollo vista como un patrón promedio, es decir como una única relación que describiría el comportamiento de un país o región promedio, en ausencia de otras perturbaciones. Sin embargo, dentro de la literatura de la economía ambiental, mencionada en la sección previa, se ha empezado a ampliar la visión sobre cómo mirar a este tipo de relación mirando otros aspectos de la misma. En particular, los estudios empíricos sobre la Curva de Kuznets Ambiental se han volcado gradualmente al estudio de los cuantiles condicionales argumentando que la interacción de la polución (variable dependiente) con factores inobservables

hace que el nivel de contaminación de una región cuando aún es pobre (primera fase del desarrollo) determina el sendero de la polución en las etapas siguientes del desarrollo (Flores et al., 2009).

En forma análoga, dentro de la literatura de la distribución del ingreso se podría esperar que los niveles iniciales de desigualdad afecten el sendero posterior del desarrollo; un aspecto claramente interesante para las economías Latinoamericanas cuya historia económica y social (claramente difícil de medir) ha estado marcada por innumerables inequidades. Por lo tanto, el estudio de la relación de Kuznets a través de esta metodología de cuantiles es interesante tanto desde el punto de vista académico (planteando nuevo interrogantes) como para la política económica (como herramienta de análisis). En consecuencia, el presente trabajo empírico extiende a sus antecesores al estudiar la conjetura de Kuznets a través de la metodología de regresiones por cuantiles.

3. Datos

Como en todo análisis empírico, es deseable contar con una base de datos de calidad aceptable que permita realizar comparaciones de las estadísticas de desigualdad y desarrollo tanto entre los distintos países como en el tiempo. Por lo general, los datos utilizados en la literatura provienen de distintas fuentes: institutos nacionales de estadística, organismos internacionales, ministerios de hacienda, entre otros. Si bien cada una de estas instituciones probablemente mantenga una coherencia de criterios en la generación de estadísticas, el procesamiento de datos así como el cálculo de indicadores contienen una amplia cantidad de decisiones metodológicas que no siempre son explícitas en la información publicada y puede llevar a realizar comparaciones incorrectas. El caso de los índices de desigualdad es un claro ejemplo de éste problema: algunos países computan el indicador de Gini utilizando el ingreso equivalente del hogar como variable de bienestar, mientras que otros lo calculan en base al consumo o al ingreso total familiar.³ El trabajo de Deininger y Squire (1996) proponen tres requisitos sobre la aptitud de los datos para que sean considerados como información de buena calidad: (i) que estén calculados con encuestas de hogares en lugar de estadísticas basadas en cuentas nacionales, (ii) que tengan una amplia cobertura de todas las fuentes de ingresos y (iii) deben ser descriptivas de la población nacional más que ser representativas únicamente de las áreas urbanas o rurales. Si bien estos requisitos permiten algún grado de coherencia en la comparación de los datos, aún distan de garantizar un buen grado de precisión y comparabilidad debido a las diferencias metodológicas en la generación de estadísticas por parte de cada institución.

En este trabajo se utiliza la base SEDLAC que cuenta con información a nivel de microdatos que provienen de las encuestas de hogares, para distintos países de América Latina y que fueron procesados con una metodología común. La base SEDLAC es un proyecto conjunto entre el CEDLAS y el grupo de Pobreza y Género para América Latina del Banco Mundial.⁴

Si bien no es posible homogeneizar completamente los aspectos relacionados con el diseño de las encuestas (cuestionarios, periodo de recolección, etc.), el acceso a

³ El ingreso equivalente es el ingreso total del hogar ajustado por factores demográficos de acuerdo a la composición de sus miembros. En general se utilizan escalas de necesidades de kilo-calorías por edad y género, pero la metodología para su cómputo no siempre es aclarada por los institutos de estadísticas.

⁴ Para más referencias sobre la base SEDLAC ver metodología en <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar>

los microdatos hace posible construir una serie indicadores de desigualdad y desarrollo con criterios uniformes, otorgando un buen nivel de comparabilidad entre países y en el tiempo. Por lo tanto éste tratamiento estandarizado de la base SEDLAC permite trabajar con una calidad de información superior a la utilizada por Deininger y Squire, al menos para algunos países de Latinoamérica.

Dado que el trabajo está acotado a los países latinoamericanos, la dimensión *cross-section* es reducida. La estrategia seguida es generar un panel de indicadores de desigualdad y desarrollo a nivel de regiones sub-nacionales, definidas según el instituto de estadística de cada país. Por otro lado, en la construcción del panel existe un *trade-off* en la elección de la dimensión *cross-section versus* la dimensión tiempo y por lo tanto para la determinación del número de periodos a considerar se siguieron dos criterios alternativos:

- *Panel corto*: se compone de 71 regiones que pertenecen a 10 países (Argentina, Brasil, Costa Rica, El Salvador, Honduras, México, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela) para 6 periodos bianuales que van desde 1995 hasta 2006.
- *Panel largo*: comprende solamente 27 regiones de Argentina (1992 a 2009), Brasil (1990 a 2008), Costa Rica (1989 a 2008), Honduras (1991 a 2009) y Uruguay (1989 a 2009). La dimensión tiempo representa entonces más de 17 periodos anuales.

El indicador de desigualdad utilizado es el índice de Gini, calculado en base al ingreso per capita familiar.⁵ En la Tabla 3.1 del Apéndice se muestra la evolución del índice del Gini, calculado para los países del segundo panel. Como se observa, a excepción de Brasil con una suave evolución decreciente, la tendencia de la desigualdad en todos los países ha sido creciente pero llegando a la primer mitad de la década de los 2000 comienza a disminuir (Argentina, Uruguay y Honduras) o a permanecer sin cambios (Costa Rica).

Para la construcción del ingreso per cápita se utilizaron los ingresos reportados en las encuestas de hogares ya que esto permite tener variabilidad muestral para las estimaciones, desagregando a niveles subnacionales. Deben mencionarse dos aspectos importantes del uso de encuestas de hogares: por un lado los ingresos provenientes de las encuestas presentan diferencias con los que surgen del sistema de cuentas nacionales, lo cual podría presentar algún problema de errores de medición; por otro lado, la sensibilidad en el reporte de los ingresos laborales a la estabilidad en el mercado de empleo puede ser una fuente de ruido adicional en el cálculo del nivel económico de cada región.

Con respecto al primer punto, son múltiples las causas de la discrepancia entre las cuentas nacionales y las encuestas de hogares: subdeclaración de los ingresos de capital, economía informal, ingresos de firmas dentro del país que envían sus utilidades al exterior, entre otras. No es claro que el ajuste de los ingresos de las encuestas por cuentas nacionales sea la mejor alternativa ya que si bien se esperaría que los países sigan los procedimientos estandarizados de la División de Estadísticas de las Naciones Unidas, en la práctica, el alineamiento a estas normas contables por parte de los países en desarrollo son, en general, bastante dispares (Chen y Ravallion,

⁵ Para una lectura más sencilla de las estimaciones de regresión se utiliza el índice de desigualdad multiplicado por 100, por lo tanto el valor 0 indica perfecta igualdad y 100 representa la máxima desigualdad.

2008). En consecuencia, el uso de microdatos juntos con reglas homogéneas de procesamiento, tal como las aplicadas en la base SEDLAC, permiten no solamente contar con un indicador del nivel de ingresos de los habitantes para cada región latinoamericana sino que brinda un cierto grado de comparabilidad entre las mismas.

La estabilidad en el mercado de empleos tiene otro efecto adicional sobre la medición de los ingresos dado que si existe una amplia movilidad entre ocupados y desocupados, el salario reportado en las encuestas puede reflejar tan solo una situación temporal del individuo que no es representativa de su capacidad real para generar recursos. Para contemplar de alguna manera este efecto, se incluye dentro de los modelos de regresión a la tasa de desempleo como variable de control.

Un comentario adicional y no menos importante es el rol que juegan las transferencias estatales en las comparaciones regionales de ingresos. Dentro de un país, el gobierno nacional puede aplicar políticas redistributivas entre sus regiones y por lo tanto el ingreso observado luego de transferencias puede no reflejar en forma adecuada el verdadero nivel económico de esa región. Las transferencias estatales no solamente son contribuciones en dinero sino que también abarca beneficios indirectos para los miembros de la región, tales como el financiamiento de la educación pública, la cobertura del servicio de salud, etcétera. En principio, sería deseable compatibilizar los ingresos per capita sustrayendo el monto por habitante presupuestado por el gobierno nacional como transferencias a esa región, sin embargo esos datos administrativos no son de fácil acceso para todas las regiones y periodos analizados. El criterio seguido para este trabajo es una solución parcial que consiste en descontar del ingreso reportado por cada hogar la parte que declara como transferencias provenientes del estado (planes sociales, becas, etc.).

En síntesis, a partir de la base SEDLAC se construyen las siguientes variables de desarrollo a nivel de regiones sub-nacionales: promedio de años de educación, tasa de desempleo, porcentaje de población adulta y la participación del sector industrial y del sector público en el empleo.⁶ También se incluyen otras variables de desarrollo a nivel nacional que provienen de los World Development Indicators (WDI 2010, Banco Mundial): grado de apertura, tasa de inflación y el porcentaje de población urbana.⁷

4. Metodología de estimación

Como fue mencionado, los trabajos recientes sobre desigualdad y desarrollo utilizan por lo general la estructura de datos en panel para realizar sus estimaciones dado que, además de representar un mayor número de observaciones para el cálculo de estimadores, la importancia fundamental reside en el hecho de que la hipótesis de Kuznets está planteada en un contexto dinámico. Al utilizar datos de corte transversal, el supuesto implícito es que los países menos desarrollados se comportarán como los avanzados una vez que transiten el sendero del desarrollo. Este supuesto puede ser razonable en cierto contexto, pero existen factores idiosincráticos a cada país que están relacionados con el desarrollo y que puede arrojar estimaciones incorrectas.

⁶ Esta última variable también intenta morigerar el problema de comparabilidad regional de los ingresos como consecuencia de las políticas redistributivas a través del empleo público.

⁷ Si bien es cierto que en la mayoría de las encuestas de hogares puede estimarse la proporción de población rural, la encuesta de Argentina es realizada en aglomerados urbanos. No obstante, las estadísticas de desigualdad para el área urbana calculadas con la EPH no distan demasiado de las calculadas para población total con otras encuestas de cobertura nacional (Gasparini y Cruces, 2008).

Algunos ejemplos son cuestiones tales como los niveles de corrupción, la historia particular de cada país, los juicios de valor sobre la equidad socialmente aceptable, entre otros. Es por eso que los datos en panel permiten un control por tales características inherentes a cada región y por lo tanto una estimación de la relación entre desigualdad y desarrollo más confiable.

4.1 Media condicional

El estudio de la relación entre la desigualdad y el desarrollo dentro de la literatura empírica se ha basado principalmente en la media condicional. Ejemplos de estos trabajos son Li y Zou (1998), Barro (1999), Forbes (2000), Banerjee y Duflo (2000b), Mbabazi et al. (2001), Panizza (2002), Castelló (2004) y Benjamin et al. (2006). Siguiendo esta línea de investigación se procedió a estimar dos modelos de regresión para la media condicional:

$$(1) \quad g_{rt} = \beta_1 y_{rt} + \beta_2 y_{rt}^2 + x'_{rt} \delta + u_r + \varepsilon_{rt}$$

$$(2) \quad g_{rt} = f(y_{rt}) + x'_{rt} \delta + u_r + \varepsilon_{rt}$$

para todo $r = 1, \dots, R$ y $t = 1, \dots, T$, donde:

- g_{rt} : coeficiente de Gini multiplicado por 100 de la región r en el periodo t ,
- y_{rt} : ingreso promedio (en logaritmos) de la región r en el periodo t ,
- x_{rt} : conjunto de otros indicadores de desarrollo para la región r en el periodo t ,
- u_r : efecto fijo idiosincrático (no observado) en la región r .
- ε_{rt} : error aleatorio que satisface $E(\varepsilon_{rt}) = 0$ y $V(\varepsilon_{rt}) = \sigma^2$.

El modelo (1) es la típica especificación cuadrática para poner prueba la hipótesis de Kuznets mientras que el modelo (2) es menos tradicional en la literatura. Éste último es un modelo semi-paramétrico en donde $f(y_{rt})$ es una función desconocida, es decir, no se asume ninguna forma funcional específica para la relación entre el ingreso y la esperanza condicional de la desigualdad. El modelo (2) será utilizado para analizar la bondad de ajuste del modelo (1).

Nótese que en ambos modelos, de la misma manera que en el análisis *cross-section*, la idea implícita es que la relación entre el desarrollo y la desigualdad es un patrón común entre países: tanto los coeficientes β_1 y β_2 como la función $f(\cdot)$ es la misma, independientemente de la región y/o el periodo de tiempo que se considere. Este supuesto es conveniente puesto que, dado un momento en el tiempo, sólo se observa a países en distintas etapas del desarrollo. Si bien el supuesto de que los países pobres al desarrollarse se comportarán de la misma forma que aquellos contemporáneamente ricos no es necesariamente válido, ésta idea ayuda a acortar el camino para el entendimiento del proceso de desarrollo en su totalidad. Es verdad que considerar a un país por separado puede modificar los resultados del análisis, pero este supuesto nos permite buscar un patrón común a todos los países, más allá de sus idiosincrasias. El punto importante es que el periodo de tiempo debe ser lo suficientemente largo para que el proceso del desarrollo se pueda observar al menos en el agregado, algo que tal vez no ocurra nunca para algunos países. Por lo tanto, es aquí donde el supuesto anterior ayuda a sortear éste obstáculo.

Desde el punto de vista descriptivo, la curva de Kuznets vista como una media condicional es una relación promedio entre la desigualdad y el desarrollo, en otras palabras es un resumen de ésta relación. En consecuencia, dado un conjunto de regiones que tienen un nivel determinado de desarrollo, la desigualdad observada en cada uno de ellos puede diferir de aquella predicha por la curva de Kuznets, pero esto es producto de que se está estimando un patrón de desarrollo que sintetice aquel que se debería observar para cada región.

La metodología de estimación implementada para la ecuación (1) es una regresión estándar de paneles con efectos fijos (Baltagi, 1999) mientras que para la estimación del modelo (2) se utilizó una adaptación sencilla del estimador semi-paramétrico en diferencias (Yatchew, 2000) en donde simplemente se incorporan variables binarias por región para capturar los efectos fijos de cada una de ellas sobre la desigualdad. En términos más formales, la ecuación (2) puede escribirse de la siguiente manera:

$$(2') \quad g_{rt} = f(y_{rt}) + x'_{rt} \delta + z'_r \gamma + \varepsilon_{rt}$$

donde se ha reemplazado al término u_r con un vector z que contiene variables binarias que indican a la región r (vale 1 en la r -ésima posición y 0 en otro lado) multiplicado con el vector de coeficientes γ que contiene a los efectos fijos de cada región. El método en diferencias consiste en los siguientes pasos:

- *Paso 1:* ordenar los datos de acuerdo a la variable y , es decir las observaciones quedan ordenadas según $y_{(1)} < y_{(2)} < \dots < y_{(i)} < \dots < y_{(RT)}$.⁸
- *Paso 2:* estimar los parámetros δ y γ por OLS utilizando el siguiente modelo en diferencias $g_{(i)} - g_{(i-1)} = [x'_{(i)} - x'_{(i-1)}]\delta + [z'_{(i)} - z'_{(i-1)}]\gamma + \varepsilon_{(i)} - \varepsilon_{(i-1)}$.⁹
- *Paso 3:* estimar por algún método no paramétrico a $f(y)$ utilizando la variable transformada $\tilde{g}_{rt} = g_{rt} - x'_{rt} \hat{\delta} - z'_r \hat{\gamma}$ como variable dependiente y a y como explicativa. Para este trabajo se utilizó el método de suavizado conocido como LOWESS.

Tanto para el estimador de efectos fijos como para el procedimiento basado en diferencias ordenadas, los autores demuestran que ambos métodos arrojan estimadores que son consistentes y asintóticamente normales.

4.2 Cuantil condicional

La relación entre la desigualdad y el desarrollo ha sido menos explorada en otros niveles de la distribución condicional. Si bien en la literatura de la economía ambiental existen trabajos recientes que estiman curvas de Kuznets en los cuantiles condicionales, la economía de la distribución ha enfocado su análisis en la relación

⁸ En donde el subíndice indica la posición en la que se encuentra cada observación una vez que fueron ordenadas.

⁹ Este método también admite mayores ordenes de diferenciación, requiriendo un esquema óptimo de ponderadores para lograr mejoras de eficiencia asintótica en las estimaciones. Ver Yatchew (2000) para más detalles.

existente entre la media condicional de la desigualdad y el desarrollo económico.¹⁰ En este trabajo se estiman dos modelos alternativos para el cuantil τ -ésimo:

$$(3) \quad Q_{\tau}(g_{rt} | y_{rt}, x_{rt}) = \beta_1(\tau)y_{rt} + \beta_2(\tau)y_{rt}^2 + x'_{rt}\delta(\tau)$$

$$(4) \quad Q_{\tau}(g_{rt} | y_{rt}, x_{rt}) = \beta_1(\tau)y_{rt} + \beta_2(\tau)y_{rt}^2 + x'_{rt}\delta(\tau) + \alpha_r(\tau)$$

para todo $r = 1, \dots, N$ y $t = 1, \dots, T$, donde:

- g_{rt} : coeficiente de Gini multiplicado por 100 de la región r en el periodo t ,
- y_{rt} : ingreso promedio (en logaritmos) de la región r en el periodo t ,
- x_{rt} : conjunto de otros indicadores de desarrollo para la región r en el periodo t ,

La diferencia entre los modelos (3) y (4) es que el segundo considera un efecto fijo por región $\alpha_r(\tau)$.

La interpretación de los cuantiles condicionales no difiere drásticamente de la realizada para la esperanza condicional, sólo requiere una leve intuición sobre qué es lo que representa cada cuantil. Si se toma a las regiones con un mismo nivel de desarrollo lo más probable es que las mismas difieran en sus niveles de desigualdad. Lógicamente, existen otros factores que no son capturados por el mero crecimiento de los ingresos y que afectan a la desigualdad; es decir, aún condicionando por el desarrollo económico las regiones pueden ser ordenadas en un ranking de equidad. Éste ranking de desigualdad condicional se origina en factores que afectan a la distribución de los ingresos pero que a veces no son fácilmente cuantificables en una investigación empírica y por ende no pueden ser incluidos dentro de un análisis de regresión. En este sentido, el cuantil condicional actúa como un indicador de cómo afectan esos factores inobservables en la determinación del ranking.

Utilizando ésta interpretación, las curvas representadas por los distintos cuantiles condicionales muestran cómo evolucionaría cada una de las posiciones del ranking de desigualdad durante las distintas etapas del desarrollo, bajo el supuesto de que el conjunto de los factores inobservables permanece inalterado.¹¹ Por lo tanto, un resultado posible e interesante es que los patrones de desarrollo pueden diferir entre cuantiles llevando a que la hipótesis de Kuznets tal vez sea válida bajo ciertos contextos, pero totalmente irrelevante en otros. Una forma de tener alguna noción de cómo afectan los factores inobservables a este patrón es a través de los efectos marginales del ingreso sobre cada cuantil condicional τ , medido por los coeficientes $\beta_1(\tau)$ y $\beta_2(\tau)$: si los mismos difieren entre cuantiles indicaría que existen factores que no fueron incluidos en la regresión que afectan al sendero de desarrollo.

Para la estimación de la ecuación (3) se utilizó el estimador tradicional de Koenker y Basset (1978) con el pool de datos, es decir que el vector $[\hat{\beta}_1(\tau), \hat{\beta}_2(\tau), \hat{\delta}(\tau)]$ resuelve el siguiente problema de optimización:

¹⁰ Algunos ejemplos de estimaciones de curvas de Kuznets ambientales son los trabajos de Flores Flores-Lagunes y Kapetanakis (2009) y Kapetanakis (2009).

¹¹ El hecho de que una misma región no necesariamente se mantendrá siempre sobre el mismo cuantil condicional no es un argumento en contra de ésta interpretación puesto que lo mismo puede decirse sobre la interpretación de la media condicional.

$$(5) \quad \min_{(\beta_1, \beta_2, \delta)} \sum_{r=1}^R \sum_{t=1}^T \rho_{\tau}(g_{rt} - \beta_1 y_{rt} - \beta_2 y_{rt}^2 - x'_{rt} \delta) \quad \text{con } \rho_{\tau}(h) = \begin{cases} \tau h & \text{si } h \geq 0 \\ (\tau-1)h & \text{si } h < 0 \end{cases}$$

En la estimación de la ecuación (4) es necesaria una metodología de cuantiles para datos en panel, literatura que es novedosa y que ha avanzado rápidamente en los últimos 5 años. Los trabajos de Koenker (2004, 2005) y Lamarche (2010) se basan en una analogía con los estimadores para la media condicional en donde el estimador de efectos aleatorios puede escribirse como un estimador de OLS con efectos fijos penalizados. En consecuencia, los autores proponen un estimador de cuantiles condicionales para datos en panel utilizando un problema de optimización similar a (5) pero incluyendo una penalización al tamaño de los efectos fijos.

Por otro lado, el trabajo de Canay (2010) plantea un estimador de efectos fijos para paneles en dos etapas basándose en el supuesto adicional de que $\alpha_r(\tau) = \alpha_r$ para todo τ (modelo *location shift*). Intuitivamente este supuesto implica que los factores idiosincráticos de la región r afectan de la misma manera en los distintos cuantiles condicionales.

Si bien el estimador de Koenker (2005) es más general y además es óptimo (Lamarche, 2010), el problema de optimización es computacionalmente complejo, incluso cuando el número de observaciones no es demasiado grande. Por tal motivo, en este trabajo se utiliza el estimador en etapas que consta de los siguientes pasos:

- *Paso 1:* estimar consistentemente α_r con un estadístico de paneles con efectos fijos, tal como se hace para la ecuación (1).
- *Paso 2:* estimar $\beta(\tau)$ por la regresión por cuantiles estándar de Koenker y Bassett (1978) utilizando a $\hat{g}_{ir} = g_{ir} - \hat{\alpha}_r$ como variable dependiente y a y_{rt} (junto con su cuadrado) y a x_{rt} como regresores.

Canay (2010) demuestra que el estimador en etapas es consistente y asintóticamente normal cuando T es grande. Los errores estándar son calculados mediante el método de bootstrap en donde la dimensión de re-muestreo es r dado que con una serie de experimentos de Monte Carlo, el trabajo de Kato, Galvao y Montes-Rojas (2010) muestra que, para el caso de un modelo de *location shift*, los intervalos de confianza construidos con este procedimiento tienen una buena performance, medida por la tasa de rechazo de la hipótesis nula.

5. Resultados empíricos

5.1 Relación simple

Como primer paso se considera a la relación simple entre desigualdad y desarrollo, tal como fuese planteado por Kuznets. En otras palabras, se asume que en los modelos (1) a (4) los parámetros $\beta(\tau)$ (y por lo tanto δ también) son nulos. Los Gráficos 5.1 y 5.2 muestran que al considerar los efectos fijos por región lleva a que la relación entre desigualdad y desarrollo sea menos difusa en comparación al caso en que se contempla al pool de datos. A su vez, de la comparación de los mismos gráficos se observa que utilizar un panel con mayor cantidad de años y menos países muestra una relación más definida entre la desigualdad y el nivel de ingresos.

En el caso de la media condicional (Gráfico 5.1), aún permitiendo la estimación de una forma funcional flexible, el pool de datos no presenta señales de una relación de Kuznets en ambos paneles. Sin embargo, al incorporarle al modelo los efectos fijos por región aparecen algunas relaciones entre desigualdad y desarrollo más definidas: en el caso del panel corto la pendiente de la media condicional se vuelve levemente negativa mientras que para el panel largo aparece una marcada relación de Kuznets. Este resultado claramente difiere de los resultados encontrados en la literatura según el cual al incorporar los efectos por región la relación entre ingresos y desigualdad se volvía débil.

Al considerar el comportamiento por cuantiles (Gráfico 5.2) las conclusiones difieren si se considera a un panel u otro. En el caso del panel corto, el pool de datos muestra un comportamiento muy heterogéneo en los cuantiles condicionales indicando que el sendero de desarrollo de una región que se mantuviese siempre en el mismo ranking de desigualdad (es decir, sobre el mismo cuantil) difiere dependiendo de su posición distributiva inicial en la etapa de subdesarrollo. Tal como se muestra en el Gráfico 5.2.a, si la región tiene baja desigualdad al principio del desarrollo seguirá un sendero de Kuznets, mientras que si parte de una situación de elevada desigualdad (cuantiles superiores) el sendero sería el opuesto, es decir con forma de U. Por otro lado las regiones con desigualdad intermedia no presentarían ninguna relación con el nivel de ingreso per cápita. Al incluir los efectos del corte transversal, capturados por los efectos fijos por región, las curvas por cuantiles se vuelven a ser homogéneas en el sentido de que cuentan la misma historia de desarrollo independientemente del nivel de desigualdad de la etapa inicial. Sin embargo, se debe ser cauteloso al mirar las estimaciones por paneles con estos datos, dado que las propiedades asintóticas del estimador por etapas de Canay dependen del número de periodos considerados. Es por eso que para obtener mayor precisión debe considerarse el bloque (ii) del Gráfico 5.2 que muestra los datos del panel largo. Como se observa, el pool de datos sigue presentando una cierta heterogeneidad en el comportamiento de los cuantiles, aunque menos marcada que en el caso anterior. Nuevamente, al controlarse por los efectos fijos por región, los cuantiles muestran una gran homogeneidad en el ranking de desigualdad durante el sendero de desarrollo y aún más, el mismo tiene forma de U invertida en cada uno de ellos. Este resultado hace sospechar que la heterogeneidad en el comportamiento del ranking condicional se debe fundamentalmente a efectos idiosincráticos de cada región más que al resto de las variables que fueron o no fueron incorporadas en estas regresiones.

5.2 Relación multivariada

Como fuese mencionado en la sección previa, son múltiples los factores que generan una asociación entre el nivel de ingresos y la desigualdad y por lo tanto es interesante ver como se alteran los resultados anteriores al considerarlos dentro del análisis de regresión. En otras palabras, puede que el patrón de Kuznets que se observa en una relación simple como la anterior sea el resultado de la interacción con otros factores tal como el grado de urbanización, planteado por el mismo Kuznets. Sin embargo son múltiples las dimensiones adicionales a considerar: el stock de capital humano, la composición etaria, el nivel de apertura económica, la estabilidad monetaria y laboral de cada país, la estructura sectorial del empleo, la desigualdad del factor tierra, el respeto por las leyes propiedad, entre otros. Para incluir algunos de estos aspectos se estimaron las relaciones tal cual son planteadas en las ecuaciones (1) a (4) en donde el vector x_{it} incluye otras variables de desarrollo ya mencionadas.

Además del ingreso per capita, de las encuestas de hogares se calcularon los años de educación promedio, la participación del sector público y el sector industrial en el empleo, el porcentaje de población adulta y la tasa de desempleo regional, mientras que la tasa de inflación anual, el nivel de apertura y el % de población urbana provienen de la Word Development Indicator (WDI 2010, Banco Mundial) y son a nivel país.¹² Las estimaciones de todos los modelos con ambos paneles se presentan en las tablas 5.1 y 5.2 del Apéndice. En todos los casos se muestra la estimación que se considera controlada por los efectos fijos (FE) de cada región.

Centrando la atención en la esperanza condicional, el panel que contempla una gran participación del *cross-section* (Tabla 5.1) muestra que el modelo paramétrico estima que los coeficientes del logaritmo del ingreso per capita resultaron ser no significativos, tal como sucede en los trabajos empíricos. En las últimas filas de la Tabla 5.1 se incluye un test estadístico para la forma funcional de $f(y)$ basado en Yatchew (2010), donde se la compara con una forma lineal y cuadrática: claramente se rechaza la hipótesis nula de que la forma funcional semi-paramétrica se ajuste a un modelo lineal ó cuadrático.¹³ Por lo tanto el análisis del resto de las variables de desarrollo con este panel se basará en las estimaciones del modelo con forma funcional flexible para la relación entre desigualdad e ingresos (columna SPFE): las únicas variables estadísticamente relacionadas con la desigualdad son el nivel educativo, las del mercado laboral y el grado de urbanización. Por otro lado, al darle más importancia al contexto dinámico analizando el panel que considera una mayor cantidad de periodos (Tabla 5.2) las estimaciones muestran el ajuste de una relación cuadrática en forma estadísticamente significativa, así como también cobran poder de explicación las variables que miden la estabilidad de precios y la apertura económica mientras que el nivel educativo, el grado de urbanización y el empleo en el sector público ya no aparecen como correlacionadas con la desigualdad. El Gráfico 5.3 muestra el ajuste de la esperanza condicional en ambos paneles. Como fue mencionado al analizar el test estadística sobre la forma funcional de $f(y)$, en el caso del panel corto la forma de U invertida pareciera levemente forzada por la forma funcional del modelo ya que la misma no es demasiado diferente de una recta horizontal. Al utilizar el panel largo aparece una relación similar a la curva de Kuznets, aún cuando se controla por efectos fijos y no se restringe la forma funcional de la media condicional. Nótese que el test de hipótesis (últimas filas de Tabla 5.2) sugiere que ésta forma funcional es compatible tanto con una ecuación lineal como cuadrática, sin embargo el grado de ajuste (medido por el valor p) pareciera ser más compatible con el polinomio de segundo grado.

Al analizar los coeficientes de los cuantiles condicionales sucede algo similar a lo que ocurre con la media condicional, pero en este caso las estimaciones más confiables son las del panel largo. Nuevamente, al considerar un panel con mayor cantidad de periodos el ajuste polinómico muestra un buen ajuste para todos los cuantiles. En base a estas estimaciones se puede decir que, además del nivel de ingreso per cápita, la estabilidad del nivel general de precios, la participación de la industria en el empleo, la apertura comercial y la tasa de desempleo impactan sobre la desigualdad en casi todas las posiciones del ranking de desigualdad condicional. Distinto es el caso del porcentaje de población adulta, en donde el impacto pareciera estar levemente más concentrado en los cuantiles por debajo de la mediana

¹² El indicador del nivel de apertura es la suma de exportaciones e importaciones sobre el PBI, todo en moneda constante.

¹³ Para más detalles, ver la sección A.1 del Anexo, al final del trabajo, donde se comenta brevemente el procedimiento del test.

condicional. Notar que este efecto aparece en la media condicional en su versión paramétrica (columna FE), pero desaparece al considerar una forma funcional flexible (columna SPFE). La relación entre ingreso y la desigualdad, dado el resto de las variables desarrollo, pareciera ser homogénea en el sentido de que los cuantiles condicionales tienen una curvatura similar para distintos valores de τ . Por lo tanto se esperaría que la media condicional ofrezca un buen resumen de la dependencia entre desigualdad y desarrollo. Esto es más claro en el Gráfico 5.4, donde se representa a las estimaciones de la curva de Kuznets por cuantiles para una región con factores de desarrollo promedio. Para poner a prueba este comportamiento de los cuantiles condicionales se realizó un test de Wald, en donde la hipótesis nula es la igualdad de todos los coeficientes asociados a la variable de ingreso per capita. Intuitivamente, la hipótesis nula considera que el patrón de desarrollo no difiere entre los distintos cuantiles condicionales.¹⁴ Los resultados del test se muestran en la Tabla 5.3: se observa que en ambos paneles la hipótesis de homogeneidad en el sendero de desarrollo parece poco sostenible (a un nivel de significación del 2%) cuando la estimación no considera al efecto idiosincrático de cada región sobre la desigualdad (columna *pool QR*) mientras que cuando se incluye a los efectos fijos (columna *FE QR*) no puede rechazarse encontrarse evidencia significativa en contra de ésta hipótesis. Por lo tanto el análisis de cuantiles condicionales muestra que, aún controlando por otras variables de desarrollo, son las características idiosincráticas de cada región las que pueden generar un sendero de crecimiento y desarrollo diferente, dependiendo de las posición que se al inicio en el ranking de desigualdad. Una vez que se generaliza el análisis, quitando el efecto particular de cada región, entonces la media condicional se vuelve un buen resumen del patrón de desigualdad y desarrollo para el agregado de regiones.

Como fue mencionado, los resultados difieren con una gran parte de la literatura empírica que muestra que la incorporación de efectos fijos al modelo empeora el ajuste cuadrático. Esto puede ocurrir básicamente porque la estructura de datos utilizada en este trabajo difiere levemente de los anteriores, en el sentido de que por un lado sólo se está considerando a los países de América Latina y por otro, la unidad de estudio es una región sub-nacional en lugar de un país. La Tabla 5.4 muestra las estimaciones realizadas con los mismos países y años que los utilizados para la confección del panel largo, pero con un nivel de agregación nacional. Como se observa en la regresión para la media condicional, la relación de Kuznets sigue apareciendo pero con una menor significatividad, y en el caso de los cuantiles el ajuste cuadrático del ingreso per capita se pierde por casi por completo. Estos menores niveles de potencia estadística puede que sean generados por el resultado del *cross-section* encontrado en la literatura empírica pero probablemente también sea una consecuencia de la menor cantidad de observaciones. Nuevamente, el ajuste del modelo cuadrático parece ser una opción razonable al ser comparada con la estimación semi-paramétrica.

5.3 Umbrales de desarrollo

Si bien éstos resultados parecen apoyar la hipótesis de Kuznets, la relevancia de la misma radica en el carácter práctico de ser una guía de política económica que muestre hasta donde llega el *trade-off* entre desigualdad y desarrollo. Es por eso que es importante tener una idea de cuál es el umbral del desarrollo, es decir el punto de

¹⁴ Ver la sección A.2 del Anexo para una explicación más formal del test de Wald.

quiebre en la curva de Kuznets en el cual la desigualdad llega a su máximo valor. Con esta información se puede saber si es razonable esperar que junto con el mayor crecimiento económico se comience a observar una distribución del ingreso más equitativa. En la Tabla 5.5 se muestra los umbrales de ingreso per cápita estimados para cada regresión realizadas con la muestra del panel largo.¹⁵ Dado que la media condicional es un buen resumen de toda la relación condicional entre desigualdad y nivel de ingresos, el análisis de los umbrales de desarrollo estará basado en tales regresiones.

En el caso del análisis simple de la relación entre la desigualdad y el desarrollo, tal como fuera planteada por Kuznets, se encuentra que el umbral ronda los 280 dólares mensuales per cápita, medido en PPA de 2005, que al compararlo con los valores promedio de las regiones de Argentina, Brasil y Uruguay (bloque *c* de la Tabla 5.5) es relativamente bajo, mientras que las regiones que pertenecen a los dos países de América Central (Honduras y Costa Rica) tienen valores de ingreso per cápita que en promedio están muy por debajo del umbral estimado. Hasta aquí se podría pensar entonces que los países del Cono Sur considerados en la muestra han pasado el umbral del desarrollo que plantea la curva de Kuznets y por lo tanto sería razonable que la desigualdad cambie la tendencia en estos países que han experimentado una etapa de crecimiento económico durante los últimos años.

Nótese que la historia contada en el párrafo anterior es construida utilizando los resultados del análisis no condicionado, sin embargo conjuntamente con el desarrollo económico existen otros factores que están afectando a la desigualdad y que se han modificado a la largo de la última década. Por lo tanto el umbral estimado puede ser ficticio ya que es generado por la combinación con el resto de los determinantes del desarrollo. Recalculando nuevamente con las estimaciones que surgen del análisis multivariado (bloque *b* de la Tabla 5.5) se obtiene que los umbrales son mucho mayores cuando se considera que el resto de los factores de desarrollo permanecen constantes. Es decir, si no se alterara el stock de capital humano, ni el nivel general de precios, ni la apertura comercial con el resto de los países, ni el desempleo, etc., el cambio en la tendencia de la desigualdad se esperaría en aquellas regiones que superen los 643 dólares mensuales per cápita, medidos en PPA 2005. Al comparar estos valores con los ingresos per cápita de la muestra se ve claramente que casi ninguna región del Cono Sur supera ese umbral excepto la región conformada por Montevideo y su periferia en Uruguay; e incluso al considerar un umbral un poco más laxo de 543 dólares PPA, sólo la región patagónica de Argentina se incluiría dentro de las regiones en el supuesto proceso de crecimiento con equidad. Esto arroja dudas sobre la relación de U invertida dado que el umbral estimado es algo muy similar a una extrapolación del modelo que no está respaldada por el rango de ingresos de la muestra. Para ver este último punto se realizó el test propuesto por Lind y Mehlum (2010) para verificar si la función estimada alcanza un máximo dentro del rango del soporte de estimación.¹⁶ Los valores del test se reportan en la Tabla 5.6: para el caso del análisis simple, el comportamiento de la función en los valores extremos del soporte son estadísticamente compatibles con una forma de U invertida dentro del rango de ingresos del panel, mientras que para el caso del análisis multivariado el comportamiento de la media condicional en el ingreso máximo no es estadísticamente distinto de una función estrictamente creciente. Por lo tanto la razón por la cual el ajuste polinómico es bueno al utilizar el panel largo es simplemente por

¹⁵ En la sección A.3 del Anexo se da más detalles sobre el procedimiento utilizado para calcular los umbrales de ingreso y los intervalos de confianza.

¹⁶ En la sección A.4 del Anexo se explica la intuición de este test.

la presencia de una relación convexa creciente, pero que no avala a la Conjetura de Kuznets.

Finalmente, esto plantea la duda de cuál es en realidad el sendero de desarrollo dentro de cada país considerado y para ello se realizaron estimaciones por separado para cada país con la especificación que incluye todos los factores de desarrollo. En la Tabla 5.7 se muestran solo los estimadores de los coeficientes que acompañan al ingreso per capita (en logaritmos) y su cuadrado. A excepción de Uruguay, las regresiones muestran que dentro de cada país no es posible respaldar a la conjetura de Kuznets a nivel regional. Las figuras del Gráfico 5.5 muestran un comportamiento dispar entre países: Brasil y Honduras parecieran estar aún en una etapa inicial en la cual el crecimiento económico, dado todo lo demás, está asociado a incrementos en la inequidad, mientras en Uruguay esto es relativo al nivel del ingreso per capita, tal como sugiere la conjetura de Kuznets; Argentina ha mostrado sus mayores niveles de desigualdad en los ciclos de bajo perfil económico mientras que en Costa Rica la desigualdad pareciera estar relacionada a otros factores distintos que al nivel de los ingresos.

6. Conclusiones

En este trabajo se ha hecho un análisis empírico exhaustivo sobre la relación entre la desigualdad y el nivel de ingresos de América Latina en la búsqueda de una explicación al cambio en la tendencia en los indicadores de desigualdad que la región viene presentando durante casi una década. Basándose en las distintas teorías del desarrollo económico se intentó cuantificar la relevancia de la hipótesis planteada por Kuznets en los países de la región mejorando los análisis previos en dos dimensiones: (i) mediante la utilización de datos de una calidad superior a cualquiera de los utilizados antes en la literatura empírica sobre el tema y (ii) analizando la relación conjeturada desde distintas perspectivas utilizando metodologías econométricas complementarias y que se consideraron idóneas según la literatura reciente. Los resultados del trabajo arrojan varias conclusiones, algunas de ellas que desafían los resultados encontrados en la literatura empírica.

En primer lugar, se refuerza la relevancia de utilizar la estructura de datos de panel de larga duración para analizar un proceso dinámico como el desarrollo económico. Al considerar un panel más largo la calidad de los resultados mejora, en el sentido de que la relación entre desigualdad y desarrollo se vuelve más definida.

En segundo lugar, la utilización de los efectos fijos para capturar el componente idiosincrático de cada región mejora aún más el ajuste cuadrático de las estimaciones. Según Dominics et al. (2008) este resultado contradice otros trabajos empíricos en los cuales la utilización de los efectos fijos debilita la hipótesis de Kuznets. Sin embargo, el contexto peculiar de este trabajo que se enfoca en una sub-muestra de países Latinoamericanos y con una estructura de datos más desagregados puede que no contradiga del todo las conclusiones de la literatura, puesto que al considerar la relación a nivel país la correlación de U invertida se debilita.

Por otro lado, al incorporar el análisis de cuantiles en la curva de Kuznets para caracterizar el comportamiento del ranking de desigualdad entre países con un mismo nivel de desarrollo se llega a la conclusión de que son las características particulares de cada región las que pueden generar senderos de desarrollo y desigualdad disímiles y por lo tanto la evolución de la desigualdad en relación al nivel de ingresos dependería de las condiciones iniciales. Si se quiere obtener una caracterización más

genérica sobre la relación entre la inequidad y el desarrollo controlando por los efectos fijos del *cross-section*, entonces cada posición del ranking se comporta de manera muy similar al promedio y en consecuencia un análisis de la media condicional sería suficiente para analizar la relación para América Latina en su conjunto. A su vez, la conclusión de estimar a la media condicional utilizando un método semi-paramétrico como alternativa a la especificación cuadrática indica que en la mayoría de los casos el ajuste paramétrico funcionó relativamente bien.

Por último, si bien estadísticamente se encuentra una forma funcional que coincide con la conjetura de Kuznets aún después de controlar por distintos factores que según la teoría influyen sobre la desigualdad y el crecimiento, al analizar la relevancia práctica de la misma se descubre que el umbral de desarrollo estimado queda casi fuera del soporte de ingresos de la muestra utilizada para realizar las estimaciones, dado que sólo dos de las regiones empleadas pueden superar esa brecha. Por lo tanto lo que se encuentra realmente, apoyándose esta conclusión en un test de hipótesis, es una relación creciente y cóncava entre la desigualdad y el nivel de ingresos. Consecuentemente, hablar de un umbral de máxima inequidad o de una relación de U invertida se convierte en una extrapolación del modelo que puede ser ficticia. En conclusión, asignar al crecimiento económico como principal motivo del cambio en la tendencia de América Latina hacia la igualdad de ingresos no parece ser creíble al mirar a América Latina como un todo. Debe buscarse una explicación a este fenómeno en otras dimensiones del desarrollo tales como la calidad del capital humano y los retornos a la educación, las políticas de empleo, cobertura social y estabilidad económica dentro de la realidad de cada uno de los países latinoamericanos.

Referencias

- Anand, S. and R. Kanbur (1993a) "The Kuznets Process and the Inequality". Development Relationship, Journal of Development Economics, 40: 25-52.
- Anand, S. and R. Kanbur (1993b) "Inequality and Development: A Critique", Journal of Development Economics, 41: 19-43.
- Angeles, L. (2010) "An alternative test of Kuznets' hypothesis", Journal of Economic Inequality, 8, pp. 463-473.
- Baltagi, B. (1999) "Econometric Analysis of Panel Data", 2nd edition, Wiley, New York.
- Banerjee, A. V. and Duflo, E. (2003) "Inequality and growth: what can the data say?" Journal of Economic Growth, 8, pp. 267-299.
- Barro R. (1999) "Inequality, growth and investment". National Bureau of Economic Research, Working Paper N° 7038.
- Barro R. y Becker G. (1988) "A reformulation of the economic theory of fertility". Quarterly Journal of Economics 103:1-25.

Barro, R. J. (2000) "Inequality and growth in a panel of countries". *Journal of Economic Growth*, 5, pp. 5-32.

Beccaria, L. (2006) "Notas sobre la evolución de la distribución de las remuneraciones en la Argentina" en *Estudios del Trabajo* N° 32.

Becker G., Murphy K. y Tamura R. (1990) "Human capital, fertility and economic growth". *Journal of Political Economy* 98:S12-S37.

Benjamin, D., Brandt, L. And Giles, J. (2006) "Inequality and growth in rural China: does higher inequality impede growth?" *IZA Discussion Paper Series* no. 2344.

Cameron, C. and P. Trivedi (2005). "Microeconometrics: Methods and Applications", Cambridge University Press, New York.

Canay, I. (2001) "A Note on Quantile Regression for Panel Data Models". Department of Economics, Northwestern University.

Castelló , A. (2004) "A reassessment of the relationship between inequality and growth: what human capital inequality data say?" *IVIE Working Paper* no. 15.

CEPAL (2006) "Panorama Social de América Latina".

Chen, S. y Ravallion, M. (2008) "The Developing World Is Poorer Than We Thought, But No Less Successful in the Fight against Poverty". *Policy Research Working Paper* 4703.

Deininger, K. y Squire, L. (1996) "Measuring Income Inequality: A New Data-Base". *Papers* 537, Harvard - Institute for International Development.

Dominics, L., Florax, R. and de Groot, H. (2008) "A meta-analysis on the relationship between income inequality and economic growth". *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 55, no. 5.

Fields G. (2001) "Distribution and development". Russell Sage Foundation, New York, The MIT Press, Cambridge and London.

Flores C., Flores-Lagunes A. y Kapetanakis D. (2009) "Lesson from Quantile Panel Estimation of the Environmental Kuznets Curve". 15th International Conference on Panel Data at the University of Bonn.

Forbes, K. J. (2000) "A reassessment of the relationship between inequality and growth". *American Economic Review*, 90, 4, pp. 869-87.

Galor O. y Zeira J. (1993) "Income distribution and macroeconomics", *Review of Economic Studies* 60: 35-52.

Gasparini L. y Gluzmann P. (2009) "Estimating Income Poverty and Inequality from the Gallup World Poll: The Case of Latin America and the Caribbean". *Documento de Trabajo CEDLAS* N. 83, CEDLAS, UNLP, Argentina.

Gasparini L., Cruces G., Tornarolli L. y Marchionni M. (2009) " A Turning Point? Recent Developments on Inequality in Latin America and the Caribbean". Documento de Trabajo CEDLAS N. 81, CEDLAS, UNLP, Argentina. Publicado en En prensa, Economía 2010.

Gasparini, L. y Cruces, G. (2008) "A Distribution in Motion: The Case of Argentina", Documento de Trabajo CEDLAS N. 78, CEDLAS, UNLP, Argentina.

Greenwood, J. y Jovanovic, B. (1990) "Financial development, growth and the distribution of income", Journal of Political Economy 98: 1076-1107.

Kaldor N. (1956) "Alternative theories of distribution", Review of Economic Studies 23.

Kapetanakis, D. (2009) "Lessons from quantile panel regression estimation of the environmental Kuznets curve". Food and Resource Economics Department, University of Florida.

Kengo y Montes Rojas (2010) "Asymptotics and bootstrap inference for panel QR models with FE". Department of Economics, Northwestern University.

Koenker, R. (2004) "Quantile Regression for longitudinal data". Journal of Multivariate Analysis 91, 74-89.

Koenker, R. (2005) "Quantile Regression", Cambridge University Press.

Koenker R. y Bassett G. Jr. (1982) "Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles" Econometrica.

Koenker, R. y Basset, G. (1978) "Regression quantiles", Econometrica.

Kuznets S. (1955) "Economic growth and income inequality". American Economic Review 45, N° 1.

Lamarche, C. (2010). "Robust Penalized Quantile Regression Estimation for Panel Data" Journal of Econometrics, forthcoming.

Lewis W. (1954) "Economic development with unlimited supplies of labour", Manchester School 22.

Li, H. y Zou, H. (1998) "Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence". Review of Development Economics, 2, 3, pp. 318-34.

Lind , Jo Thori y Mehlum , Halvor (2010) "With or Without U? The appropriate test for a U shaped relationship". Oxford Bulletin Of Economics and Statistics, 72, 1.

Lopez-Calva and Lustig (eds.) (2010) "Declining Inequality in Latin America: a Decade of Progress?", Brookings Institution Press and UNDP.

Mbabazi, J., Morrissey, O. And Milner, C. (2001) "Are inequality and trade liberalization influences on growth and poverty?" WIDER Discussion Paper no. 2001/132.

Moran, T. (2005) "Kuznets's Inverted U-Curve Hypothesis. The Rise, Demise, and Continued Relevance of a Socioeconomic Law". Sociological Forum, Vol. 20, No. 2, pp. 209-244.

Panizza, U. (2002) "Income inequality and economic growth: evidence from American data". Journal of Economic Growth, 7, pp. 25-41.

Perotti, R. (1996) "Growth, income distribution, and democracy: what data say. Journal of Economic Growth, 1, pp. 149-87.

Persson T. y Tabellini G. (1994) "Is inequality harmful for growth?", American Economic Review 84 (3): 600-621.

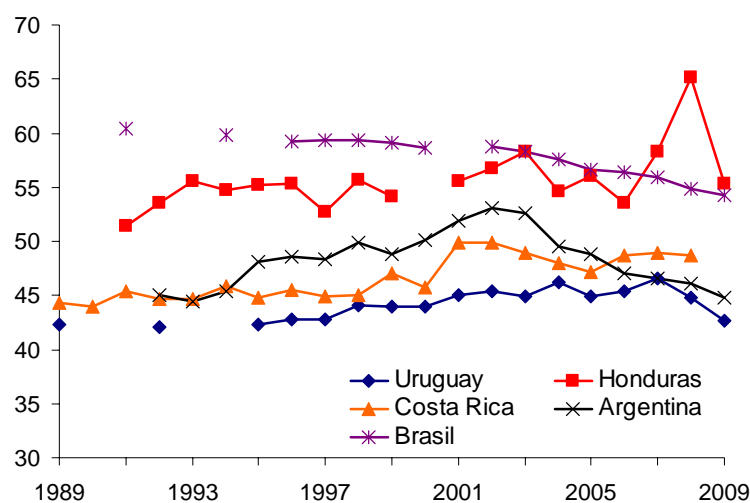
Rodrik D. (1999) "Where did all the growth go? External shocks, social conflict and growth collapses". Journal of Economic Growth, 4: 385-412.

Stern, D. (2004) "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve," World Development, 32(8), 1419–1439.

Yatchew A. (2000) "Differencing Methods in Nonparametric Regression: simple techniques for applied econometrician". University of Toronto.

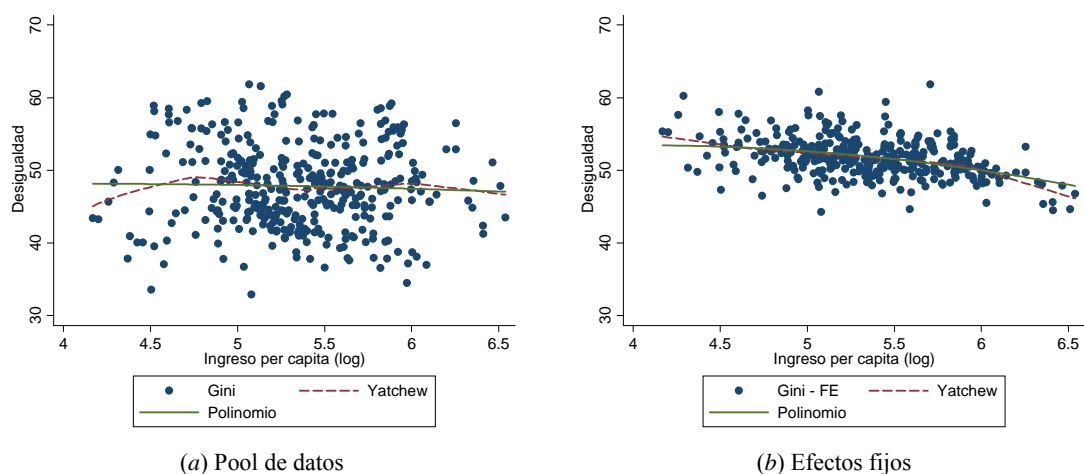
Apéndice

Gráfico 3.1: Evolución de la desigualdad en América Latina

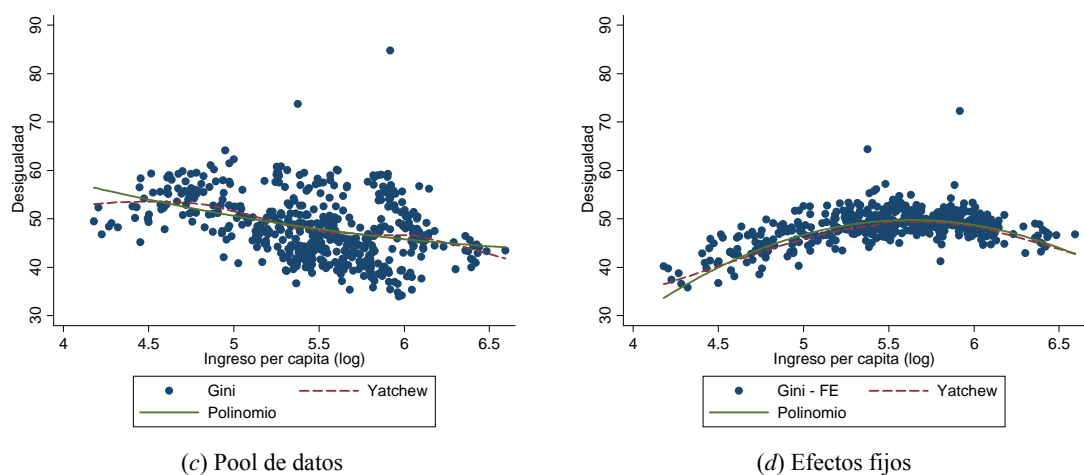


Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

Gráfico 5.1: Desigualdad e ingreso per capita – relación simple. Esperanza condicional
(i) Panel corto



(ii) Panel largo

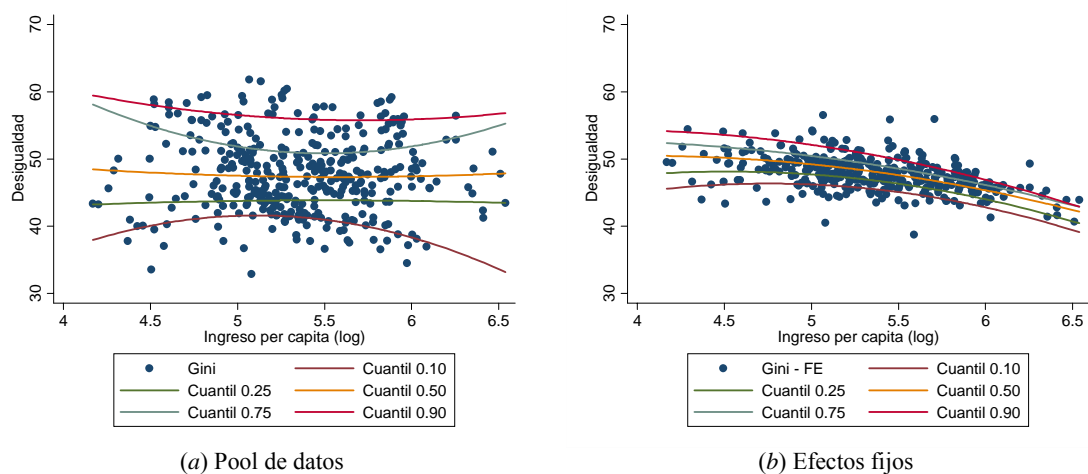


Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

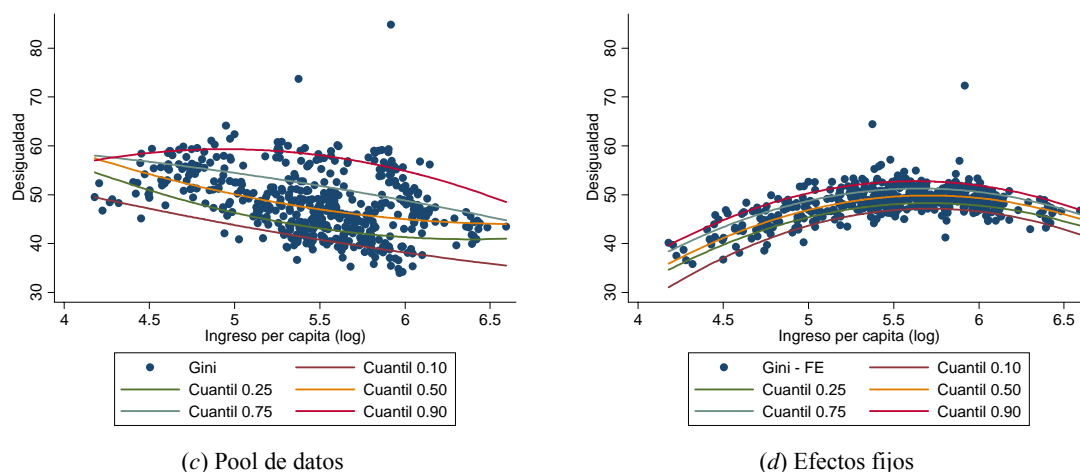
Nota: el eje vertical de los gráficos (b) y (d) representa al coeficiente de Gini sin los efectos fijos, es decir $g_r - \alpha_r$.

Gráfico 5.2: Desigualdad e ingreso per capita – relación simple. Cuantiles condicionales.

(i) Panel corto



(ii) Panel largo



Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

Nota: el eje vertical de los gráficos (b) y (d) representa al coeficiente de Gini sin los efectos fijos, es decir $g_r - \alpha_r$.

Tabla 5.1: Relación de Kuznets para América Latina (panel corto)

Estimaciones para paneles, modelo de efectos fijos

(r = país-región, t = periodo bianual)

| | $E(g/y, x)$ | | $Q_{\theta}(g/y, x)$ | | | | |
|----------------------------------|--------------------|--------------------|----------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| | FE | SPFE | $\theta = 0.10$ | $\theta = 0.25$ | $\theta = 0.50$ | $\theta = 0.75$ | $\theta = 0.90$ |
| ln(IPCF) | 17.41 (1.38) | | 26.68 (2.06)* | 16.01 (1.27) | 16.53 (1.65) | 14.31 (1.46) | 26.91 (2.21) |
| ln(IPCF) ² | -1.61 (1.38) | | -2.39 (2)* | -1.46 (1.23) | -1.59 (1.67) | -1.35 (1.48) | -2.50 (2.24) |
| Educación (años promedio) | -2.01 (3.95)** | -1.96 (3.74)** | -2.15 (3.5)** | -2.11 (3.6)** | -1.84 (3.39)** | -2.01 (3.45)** | -2.01 (3.34)** |
| Inflación | 0.024 (1.78) | 0.014 (1.00) | 0.037 (1.19) | 0.024 (1.77) | 0.026 (1.86)* | 0.030 (1.61) | 0.020 (0.79) |
| Apertura | 0.022 (1.95) | 0.012 (1.00) | 0.015 (1.04) | 0.022 (1.68) | 0.023 (1.83) | 0.021 (1.33) | 0.030 (1.78) |
| % Pobl. Urbana | 0.584 (3.78)** | 0.579 (3.57)** | 0.569 (3.12)** | 0.594 (3.27)** | 0.582 (3.33)** | 0.575 (3.05)** | 0.602 (3.36)** |
| Desempleo | 0.271 (3.38)** | 0.212 (2.61)** | 0.272 (2.33)** | 0.311 (3.41)** | 0.251 (2.75)* | 0.238 (2.23)* | 0.228 (1.85) |
| Población Adulta | -0.658 (2.24)* | -0.522 (1.71) | -0.557 (1.75) | -0.690 (2.34)* | -0.598 (2.09)* | -0.679 (2.31)* | -0.731 (2.47)* |
| Empleo Industrial | -0.392 (4.31)** | -0.323 (3.41)** | -0.423 (2.93)** | -0.400 (3.19)** | -0.428 (3.47)** | -0.377 (2.8)** | -0.410 (2.99)** |
| Empleo Sector Público | -0.241 (1.44) | -0.445 (2.50)* | -0.235 (0.82) | -0.206 (0.87) | -0.232 (0.99) | -0.180 (0.77) | -0.300 (1.11) |
| Nro. de observaciones | 366 | 365 | 366 | 366 | 366 | 366 | 366 |
| Nro. de regiones | 61 | | 61 | 61 | 61 | 61 | 61 |
| R ² | 0.21 | 0.90 | | | | | |
| Test sobre $f(y)$: (FE vs SPFE) | V | Valor p | | | | | |
| - Lineal | 3.532 | 0.00 | | | | | |
| - Cuadrática | 3.387 | 0.00 | | | | | |

Fuente: estimaciones propias en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

Nota: Estadísticos z entre paréntesis (valor absoluto). * indica significatividad estadística al 5%; ** al 1%

Tabla 5.2: Relación de Kuznets para América Latina (panel largo)

Estimaciones para paneles, modelo de efectos fijos

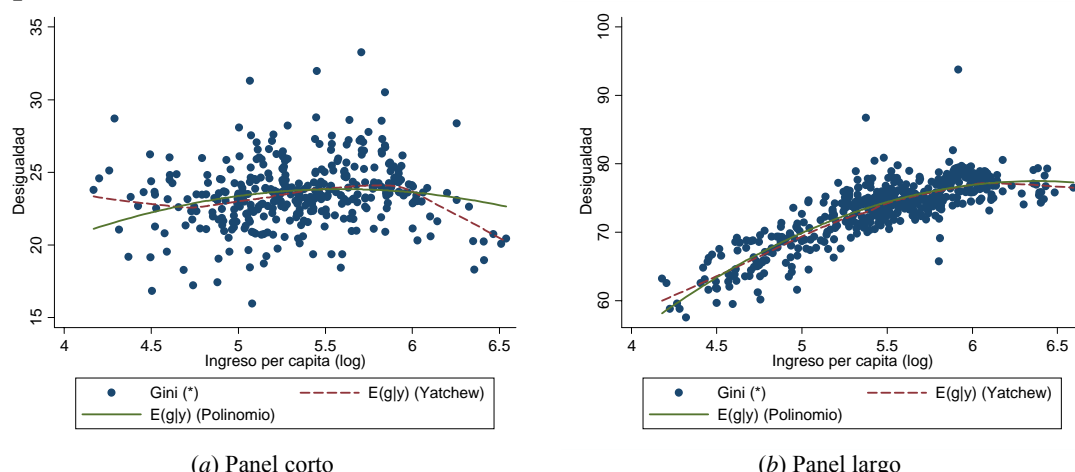
(r = país-región, t = periodo anual)

| | $E(g/y, x)$ | | $Q_{\theta}(g/y, x)$ | | | | |
|----------------------------------|--------------------|--------------------|----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | FE | SPFE | $\theta = 0.10$ | $\theta = 0.25$ | $\theta = 0.50$ | $\theta = 0.75$ | $\theta = 0.90$ |
| ln(IPCF) | 42.77 (4.97)** | | 43.71 (3.05)* | 39.06 (3.32)** | 45.35 (3.32)** | 39.60 (3.12)** | 50.07 (3.57)** |
| ln(IPCF) ² | -3.31 (4.08)** | | -3.41 (2.35)* | -2.92 (2.47)** | -3.57 (2.74)* | -3.10 (2.52)* | -4.11 (3.01)* |
| Educación (años promedio) | -0.69 (1.59) | -0.64 (1.29) | -0.75 (1.22) | -0.74 (1.30) | -0.52 (0.99) | -0.60 (1.10) | -0.40 (0.67) |
| Inflación | 0.001 (3.21)** | 0.002 (3.97)** | 0.002 (0.66) | 0.001 (.61)** | 0.001 (.64)** | 0.001 (.51)** | 0.001 (.29)** |
| Apertura | 0.045 (3.24)** | 0.039 (2.26)* | 0.035 (1.82) | 0.037 (2.2)* | 0.035 (1.77) | 0.050 (2.21)* | 0.057 (2.61)** |
| % Pobl. Urbana | -0.155 (1.37) | -0.231 (1.71) | -0.132 (0.73) | -0.144 (0.79) | -0.155 (0.92) | -0.158 (0.85) | -0.165 (0.83) |
| Desempleo | 0.414 (6.16)** | 0.37 (4.51)** | 0.438 (3.68)** | 0.408 (4.19)** | 0.387 (3.36)** | 0.387 (2.81)** | 0.386 (2.18)* |
| Población Adulta | -0.552 (2.60)** | -0.323 (1.30) | -0.535 (2.12)* | -0.604 (2.36)* | -0.602 (2.56)* | -0.569 (2.35) | -0.552 (2.11) |
| Empleo Industrial | -0.266 (3.90)** | -0.283 (3.43)** | -0.281 (2.81)* | -0.263 (2.89)* | -0.264 (2.92)* | -0.250 (2.34)* | -0.256 (2.2)* |
| Empleo Sector Público | -0.131 (0.94) | -0.044 (0.26) | -0.183 (0.90) | -0.165 (0.84) | -0.178 (0.91) | -0.110 (0.61) | -0.077 (0.43) |
| Nro. de observaciones | 483 | 482 | 483 | 483 | 483 | 483 | 483 |
| Nro. de regiones | 27 | | 27 | 27 | 27 | 27 | 27 |
| R ² | 0.34 | 0.82 | | | | | |
| Test sobre $f(y)$: (FE vs SPFE) | V | Valor p | | | | | |
| - Lineal | 1.283 | 0.199 | | | | | |
| - Cuadrática | 0.447 | 0.655 | | | | | |

Fuente: estimaciones propias en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

Nota: Estadísticos z entre paréntesis (valor absoluto). * indica significatividad estadística al 5%; ** al 1%

Gráfico 5.3: Desigualdad e ingresos per capita – análisis multivariado
Esperanza condicional



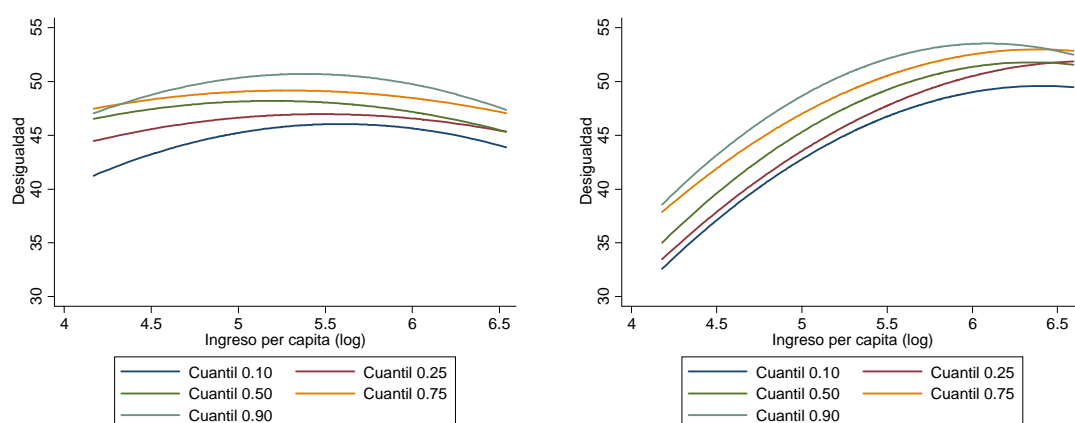
(a) Panel corto

(b) Panel largo

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

Nota: (*) indica que en el eje vertical representa a $g_{it} - x_{it}^T \hat{\delta}$, es decir al coeficiente de Gini sin el efecto del resto de los regresores.

Gráfico 5.4: Desigualdad e ingreso per capita – análisis multivariado
Cuantiles condicionales



(a) Panel corto

(b) Panel largo

Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

Nota: cada cuantil condicional tiene las variables explicativas evaluadas en sus medias muestrales, a excepción del ingreso per capita.

Tabla 5.3: Homogeneidad de los cuantiles condicionales en relación al ingreso per capita - análisis multivariado

Test de Wald basado en regresiones por cuantiles (Pool y Efectos Fijos)

(r = país-región, t = periodo anual)

| | Panel Corto | | Panel Largo | |
|---------------------|-------------|-------|-------------|-------|
| | Pool QR | FE QR | Pool QR | FE QR |
| Estadístico de Wald | 19.10 | 10.55 | 18.28 | 11.02 |
| Valor P | 0.014 | 0.229 | 0.019 | 0.201 |

Fuente: estimaciones propias en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

Nota: varianzas conjuntas calculadas por bootstrap de 500 replicas.

Tabla 5.4: Relación de Kuznets para América Latina (*panel largo*)

Estimaciones para paneles, modelo de efectos fijos

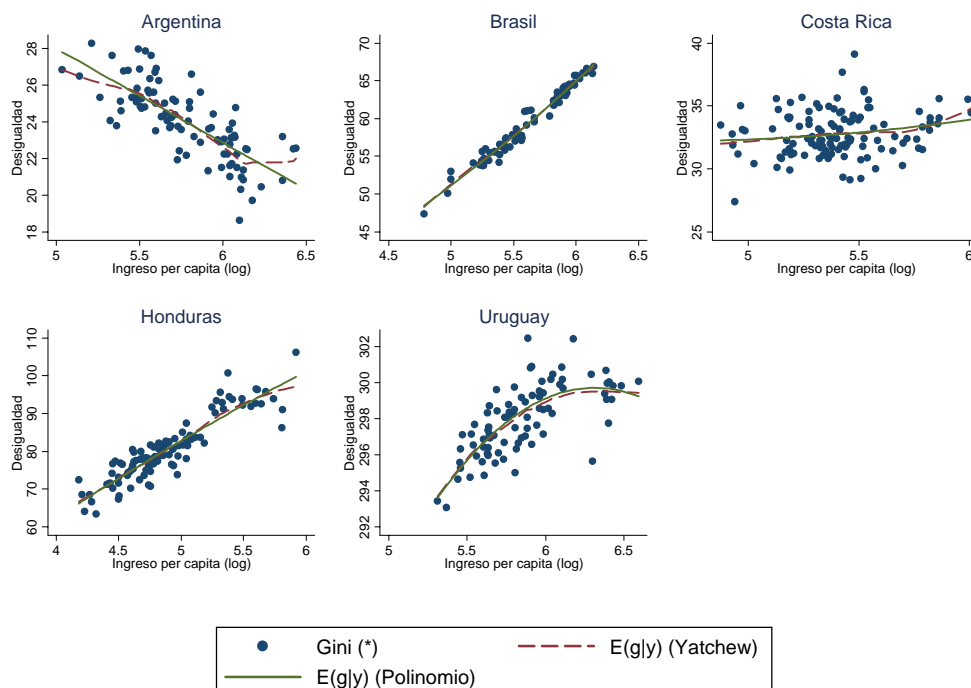
(r = país, t = periodo anual)

| | $E(g/y, x)$ | | $Q_{\theta}(g/y, x)$ | | | | |
|----------------------------------|--------------------|-------------------|----------------------|-------------------|------------------|------------------|------------------|
| | FE | SPFE | $\theta = 0.10$ | $\theta = 0.25$ | $\theta = 0.50$ | $\theta = 0.75$ | $\theta = 0.90$ |
| $\ln(\text{IPCF})$ | 82.91 (3.65)** | | 73.80 (0.89) | 76.84 (0.84) | 103.68 (1.45) | 73.50 (0.99) | 88.96 (1.24)* |
| $\ln(\text{IPCF})^2$ | -7.02 (3.45)** | | -6.28 (0.88) | -6.63 (0.83) | -9.09 (1.45) | -6.22 (0.92) | -7.52 (1.15) |
| Educación (años promedio) | 0.24 (0.31) | 0.29 (0.33) | -0.04 (0.04) | 0.21 (0.32) | 0.32 (0.34) | -0.31 (0.31) | -0.21 (0.14) |
| Inflación | 0.001 (1.96) | 0.002 (2.55)* | -0.003 (0.09) | 0.001 (0.04) | 0.001 (0.04) | 0.001 (0.04) | 0.001 (0.02) |
| Apertura | 0.028 (1.22) | 0.053 (1.90) | 0.015 (0.46) | 0.010 (0.31) | 0.013 (0.47) | 0.063 (1.94) | 0.061 (1.11) |
| % Pobl. Urbana | -0.087 (0.38) | -0.19 (0.73) | -0.066 (0.19) | -0.071 (0.24) | -0.117 (0.42) | -0.023 (0.07) | -0.015 (0.04) |
| Desempleo | 0.437 (3.89)** | 0.329 (2.21)* | 0.384 (1.46)* | 0.349 (1.29)* | 0.331 (2.04)* | 0.499 (1.95) | 0.628 (2.25) |
| Población Adulta | -1.65 (3.53)** | -1.15 (1.72) | -1.74 (2.13)** | -1.56 (2.22)** | -1.32 (1.85)* | -1.73 (2.41)* | -1.83 (2.12) |
| Empleo Industrial | -0.454 (3.84)** | -0.355 (2.34)* | -0.457 (1.21) | -0.542 (1.55) | -0.602 (1.56) | -0.379 (1.22) | -0.222 (0.70) |
| Empleo Sector Público | 0.413 (1.01) | 0.494 (1.01) | 0.711 (0.84) | 0.504 (0.56) | 0.446 (0.54) | 0.608 (0.68) | 0.228 (0.26) |
| Nro. de observaciones | 89 | 88 | 89 | 89 | 89 | 89 | 89 |
| Nro. de regiones | 5 | | 5 | 5 | 5 | 5 | 5 |
| R^2 | 0.59 | 0.91 | | | | | |
| Test sobre $f(y)$: (FE vs SPFE) | V | Valor p | | | | | |
| - Lineal | 1.459 | 0.145 | | | | | |
| - Cuadrática | -0.054 | 0.957 | | | | | |

Fuente: estimaciones propias en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

Nota: Estadísticos z entre paréntesis (valor absoluto). * indica significatividad estadística al 5%; ** al 1%

Gráfico 5.5: Desigualdad e ingreso per capita por países de LAC (*panel largo*)



Fuente: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

Nota: (*) indica que en el eje vertical representa a $g_{it} - x_{it}^T \hat{\delta}$, es decir al coeficiente de Gini sin el efecto del resto de los regresores.

Tabla 5.5: Umbrales de ingreso (panel largo)

Ingresos mensuales en moneda constante.

(U\$S PPA de 2005)

| <i>a) Análisis simple</i> | | | |
|--|----------|-------------------|--------|
| Regresión | Estimado | Interv. Conf. 95% | |
| Media | 280.7 | 279.0 | 282.4 |
| Cuantil 0.10 | 302.5 | 298.2 | 306.9 |
| Cuantil 0.25 | 300.3 | 295.9 | 304.8 |
| Cuantil 0.50 | 299.5 | 294.6 | 304.4 |
| Cuantil 0.75 | 285.0 | 280.7 | 289.5 |
| Cuantil 0.90 | 277.7 | 273.9 | 281.6 |
| <i>b) Análisis multivariado</i> | | | |
| Regresión | Estimado | Interv. Conf. 95% | |
| Media | 643.4 | 625.4 | 661.9 |
| Cuantil 0.10 | 611.0 | 572.9 | 651.5 |
| Cuantil 0.25 | 806.4 | 748.6 | 868.7 |
| Cuantil 0.50 | 571.0 | 543.7 | 599.6 |
| Cuantil 0.75 | 596.7 | 561.5 | 634.1 |
| Cuantil 0.90 | 441.1 | 422.4 | 460.5 |
| <i>c) Ingresos per capita observados</i> | | | |
| País | Promedio | Mínimo | Máximo |
| Argentina (1992 - 2009) | 337.7 | 154.0 | 625.7 |
| Brasil (1990 - 2008) | 295.8 | 119.4 | 466.5 |
| Costa Rica (1989 - 2008) | 231.5 | 131.3 | 406.1 |
| Honduras (1991 - 2009) | 146.0 | 65.4 | 371.9 |
| Uruguay (1989 - 2009) | 381.2 | 202.5 | 729.7 |

Fuente: estimaciones propias en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

Nota: los intervalos de confianza del 95% de confianza fueron calculados por el método delta.

Tabla 5.6: Test de hipótesis sobre la forma de U invertida (panel largo)

Pruebas basadas en las estimaciones por paneles con efectos fijos.

(r = país-región, t = periodo anual)

| Análisis de regresión | (a) Simple | | (b) Multivariado | |
|----------------------------|------------|--------|------------------|-------|
| | y_L | y_H | y_L | y_H |
| <i>- Test individual</i> | | | | |
| Ingreso per capita (log) | 4.18 | 6.59 | 4.18 | 6.59 |
| Primera derivada de $f(y)$ | 17.64 | -11.57 | 15.12 | -0.83 |
| Estadístico t | 9.39 | -5.73 | 7.66 | -0.36 |
| Valor p | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.358 |
| <i>- Test conjunto</i> | | | | |
| Estadístico t | 5.73 | | 0.36 | |
| Valor p | 0.000 | | 0.358 | |

Fuente: estimaciones propias en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

Nota: para más detalles sobre el cómputo de los estadísticos de prueba, ver Lind y Mehlum (2010).

Tabla 5.7: Relación de Kuznets para América Latina (*panel largo*)

Estimaciones para paneles, modelo de efectos fijos

(r = región, *t* = periodo anual)

| | $E(g / y, x)$ | $Q_{\theta}(g / y, x)$ | | | | |
|-----------------------|---------------|------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | FE | $\theta = 0.10$ | $\theta = 0.25$ | $\theta = 0.50$ | $\theta = 0.75$ | $\theta = 0.90$ |
| Argentina | | | | | | |
| ln(IPCF) | 5.82 | 18.89 | 12.15 | -1.86 | -26.86 | -6.75 |
| | (0.28) | (0.27) | (0.25) | (0.05) | (0.42) | (0.10) |
| ln(IPCF) ² | -0.98 | -2.19 | -1.59 | -0.26 | 1.86 | 0.14 |
| | (0.55) | (0.35) | (0.37) | (0.07) | (0.33) | (0.02) |
| Brasil | | | | | | |
| ln(IPCF) | 15.84 | 4.37 | 21.38 | 20.65 | 9.46 | 24.06 |
| | (1.08) | (0.10) | (0.47) | (0.58) | (0.26) | (0.63) |
| ln(IPCF) ² | -0.11 | 1.110 | -0.534 | -0.541 | 0.479 | -0.788 |
| | (0.08) | (0.29) | (0.13) | (0.17) | (0.14) | (0.22) |
| Costa Rica | | | | | | |
| ln(IPCF) | -13.69 | -1.52 | -82.80 | -51.78 | 43.10 | 11.11 |
| | (0.39) | (0.02) | (1.36) | (0.94) | (0.55) | (0.13) |
| ln(IPCF) ² | 1.307 | 0.287 | 7.698 | 4.767 | -4.081 | -1.139 |
| | (0.40) | (0.03) | (1.37) | (0.96) | (0.56) | (0.14) |
| Honduras | | | | | | |
| ln(IPCF) | 25.72 | 70.17 | 75.57 | 64.04 | 15.33 | 15.24 |
| | (1.18) | (0.91) | (0.90) | (0.91) | (0.21) | (0.20) |
| ln(IPCF) ² | -0.782 | -7.062 | -7.057 | -5.429 | 0.711 | 0.591 |
| | (0.36) | (0.86) | (0.79) | (0.72) | (0.09) | (0.07) |
| Uruguay | | | | | | |
| ln(IPCF) | 84.28 | 109.22 | 63.86 | 78.63 | 70.72 | 118.66 |
| | (3.45)** | (1.55) | (0.90) | (1.38) | (1.07) | (1.7)* |
| ln(IPCF) ² | -6.75 | -9.13 | -5.26 | -6.27 | -5.44 | -9.47 |
| | (3.27)** | (1.50) | (0.85) | (1.26) | (0.94) | (1.54) |

Fuente: estimaciones propias en base a SEDLAC (CEDLAS - Banco Mundial)

Nota: Estadísticos z entre paréntesis (valor absoluto). * indica significatividad estadística al 5%; ** al 1%.

El resto de los regresores no se muestran pero fueron incluidos en las estimaciones.

Anexo:

A.1 Test hipótesis sobre para la forma funcional $f(y)$

La prueba de hipótesis implementada en este trabajo contrasta las estimación no paramétrica de $f(y)$ contra dos formas funcionales conocidas como son los polinomios de grado 1 (recta) y 2 (parábola). El test consiste simplemente en comparar las varianzas residuales de cada modelo paramétrico confrontándolo con el ajuste no paramétrico. El estadístico de prueba es:

$$V = \sqrt{mT} (s_P^2 - s_{NP}^2) / s_{NP}^2 \xrightarrow{d} N(0,1)$$

donde el subíndice P hace referencia al modelo paramétrico estimado por OLS con efectos fijos (EF) y NP indica al modelo que no presupone ninguna forma funcional para la media condicional, estimado por método de diferencias con efectos fijos (SPFE).

Para más detalles sobre el test ver Yatchew (2010).

A.2 Test de homocedasticidad basado en el estadístico de Wald

Se trata de un enfoque general para hacer pruebas de hipótesis que involucren combinaciones lineales de parámetros. El mismo fue adaptado por Koenker y Bassett (1982) para proponer un test de homocedasticidad robusto utilizando regresión por cuantiles. Siguiendo la notación propuesta en la sección 4, la hipótesis nula plantea lo siguiente:

$$H_0: \quad \beta_1(0.10) = \beta_1(0.25) = \dots = \beta_1(0.90) \\ \beta_2(0.10) = \beta_2(0.25) = \dots = \beta_2(0.90)$$

$$H_1: \quad H_0 \text{ no es verdadera}$$

En otras palabras, bajo la H_0 tanto el coeficiente que multiplica al logaritmo del ingreso per capita y a su cuadrado son constantes en los distintos cuantiles.

La hipótesis nula puede escribirse en forma matricial: $H \zeta = 0$, donde el vector $\zeta \equiv [\beta(\tau_1)', \beta(\tau_2)', \dots, \beta(\tau_5)']'$ y H es una matriz no estocástica que reproduce lo enunciado en la H_0 . El estadístico de prueba es:

$$W = \hat{\zeta}' H' [H V^{-1} H'] H \hat{\zeta} \xrightarrow{d} \chi_q^2$$

donde q es el rango de la matriz H y $V = \text{Var}(\hat{\zeta})$.

En este trabajo, el test fue aplicado tanto a los coeficientes estimados por el método de regresión por cuantiles considerando a los datos como un *pool* (Koenker y Bassett, 1978) como al estimador con efectos fijos (Canay, 2010). La varianza conjunta V fue estimada por el método de bootstrap con 500 replicas.

Para más detalles sobre el test remitirse a Koenker y Bassett (1982).

A.3 Cálculo de umbrales de desarrollo e inferencia

El cálculo de los umbrales de desarrollo implica el ejercicio de encontrar aquél nivel de ingreso per cápita que maximiza la desigualdad. Para ello se utilizan las estimaciones paramétricas de las ecuaciones (1) y (4) y analíticamente el problema consiste en igualar a cero las primeras derivadas parciales. Por lo tanto, los umbrales estimados con la ecuación de la media condicional quedan definidos de la siguiente manera:

$$\hat{U}_m = -\frac{\hat{\beta}_1}{2\hat{\beta}_2}$$

mientras que con los cuantiles, los umbrales son:

$$\hat{U}_q(\tau) = -\frac{\hat{\beta}_1(\tau)}{2\hat{\beta}_2(\tau)} \quad \tau = \{0.10, 0.25, 0.50, 0.75, 0.90\}$$

Recordar que los ingresos están expresados en escala logarítmica, por lo tanto se le aplica la función exponencial a estos valores para que queden expresados en U\$S PPA de 2005.

Nótese que estas estimaciones son funciones no lineales de parámetros previamente estimados y para los cuales fueron computados sus respectivas varianzas y covarianzas. Por lo tanto se recurre al uso del método delta para estimar los errores estándar e intervalos de confianza de los umbrales de ingreso, dado que su aplicación es inmediata.

Para más detalles de este método ver Cameron y Trivedi (2005).

A.4 Prueba de hipótesis sobre la forma de U invertida

Este test es propuesto por Lind y Mehlum (2010) y es una forma apropiada para testear si relación paramétrica estimada a través de una regresión tiene o no forma de U invertida. A diferencia del test explicado en A.1 en donde se evalúa las ganancias del ajuste de una versión paramétrica para la relación entre la desigualdad y el crecimiento económico, este test evalúa el comportamiento de la función en los extremos del intervalo sobre el soporte de la variable explicativa de interés, en este caso el logaritmo del ingreso per cápita.

Utilizando la ecuación (1), las hipótesis del test son las siguientes:

$$\begin{aligned} H_0 : & \beta_1 + 2\beta_2 y_L \leq 0 \quad \vee \quad \beta_1 + 2\beta_2 y_H \geq 0 \\ H_1 : & \beta_1 + 2\beta_2 y_L > 0 \quad \wedge \quad \beta_1 + 2\beta_2 y_H < 0 \end{aligned}$$

donde y_L es el logaritmo del ingreso per capita de la región más pobre y_H es el de la región más rica de la muestra. Intuitivamente, el test evalúa la derivada primera en ambos entremos del soporte de la muestra de ingresos. La hipótesis nula plantea la existencia de una relación entre la desigualdad y el crecimiento que puede ser monótona o bien con forma de U; por el contrario, bajo la hipótesis alternativa la relación es estrictamente una U invertida. Para más detalles sobre los estadísticos de prueba y la inferencia ver Lind y Mehlum (2010).